

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ**

**ANÁLISE DE PREÇOS HEDÔNICOS NO MERCADO IMOBILIÁRIO DE  
APARTAMENTOS EM CURITIBA**

**CURITIBA  
2014**

**ERIK MIGUEL CHEE JOHN**

**ANÁLISE DE PREÇOS HEDÔNICOS NO MERCADO IMOBILIÁRIO DE  
APARTAMENTOS EM CURITIBA**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para a obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse

**CURITIBA  
2014**

## **TERMO DE APROVAÇÃO**

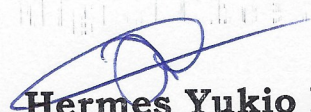
**Erik Miguel Chee John**

**“ANÁLISE DE PREÇOS HEDÔNICOS NO MERCADO  
IMOBILIÁRIO DE APARTAMENTOS EM CURITIBA”**

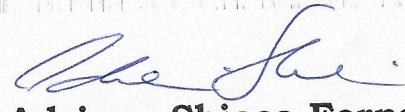
**DISSERTAÇÃO APROVADA COMO REQUISITO PARCIAL PARA  
OBTENÇÃO DO GRAU DE MESTRE NO PROGRAMA DE PÓS-  
GRADUAÇÃO EM DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO DA UNIVERSIDADE  
FEDERAL DO PARANÁ, PELA SEGUINTE BANCA EXAMINADORA:**



**Prof. Dr. Alexandre Alves Porsse**  
**(Orientador/UFPR)**



**Prof. Dr. Hermes Yukio Higachi**  
**(Examinador/EXTERNO)**



**Profª Dra Adriana Sbicca Fernandes**  
**(Examinadora/UFPR)**

**11 de novembro de 2014**

À minha querida mãe Sónia Maria Chee (*in memoriam*)  
Por ter recebido um amor incondicional  
Pelo apoio em todos os meus passos  
Por me conceber o dom da vida

# ANÁLISE DE PREÇOS HEDÔNICOS NO MERCADO IMOBILIÁRIO DE APARTAMENTOS EM CURITIBA

*Erik Miguel Chee John<sup>1</sup>  
Alexandre Alves Porsse<sup>2</sup>*

**RESUMO** – Através da Teoria dos Preços Hedônicos e de técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), este trabalho busca realizar uma avaliação dos efeitos da localização e das amenidades urbanas sobre os preços imobiliários de apartamentos da cidade de Curitiba e, assim, poder contribuir para o progresso de outros estudos da mesma natureza que possa beneficiar as comunidades acadêmicas e profissionais da área. Os resultados deste primeiro trabalho revelam um formato tipo *Central Business District* (CBD) da capital paranaense e da existência de dois padrões de aglomeração espacial local dos preços dos imóveis: um do tipo Alto-Alto; e outro do tipo Baixo-Baixo.

Palavras-chave: Teoria dos Preços Hedônicos. Apartamentos. Curitiba. AEDE. I de Moran.

**ABSTRACT** - *Under the Hedonic Price Theory and Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) techniques, this paper seeks evaluate the effects of location and urban amenities on housing prices of apartments in the city of Curitiba to contribute to the progress of other similar studies that can benefit the academic and professional communities. The results of this first study revealed a Central Business District (CBD) format in the referred town and the existence of two patterns of local spatial clustering of real state pricing: one high-high type; and another Low-Low type.*

*Keywords: Theory of Hedonic Price. Apartments. Curitiba. ESDA. I Moran.*

<sup>1</sup> Aluno do Mestrado Profissional do Programa de Pós Graduação em Economia da UFPR

<sup>2</sup> Orientador Professor Doutor do Programa de Pós Graduação em Economia da UFPR

## 1. INTRODUÇÃO

Os imóveis são bens determinantes para as famílias, pois eles representam uma elevada parte dos gastos em seus orçamentos e, em muitos casos, representam boa parte de suas riquezas, conforme abordagem de Sheppard (1999). Aliados a este fato, os imóveis são bastante importantes para a movimentação da atividade econômica em nível agregado, levando economistas a dispenderem seus esforços para entender melhor a estrutura de demanda e equilíbrio desse mercado.

Nos últimos anos, o Brasil vem sofrendo uma crescente valorização no segmento imobiliário. Muitos críticos e especialistas desse ramo começam a se questionar se já estamos vivenciando ou não uma bolha imobiliária no país. Outros, afirmam que a bolha existe, porém, ela não se encontra no mercado que se imagina. A bolha estaria instaurada nos imóveis comerciais, onde se observa um aumento na taxa de desocupação dos escritórios, em armazéns e galpões, além de um maior número na construção de shoppings e centros comerciais, sem prévia finalidade de ocupação ou demanda pré-estabelecida.

A Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE) em parceria com a imobiliária ZAP Imóveis criou o índice FipeZap. Segundo as informações do sítio da FipeZap na internet, este é o primeiro indicador com abrangência nacional que acompanha os preços de venda e locação de imóveis no Brasil, cujo cálculo tem base nos anúncios publicados na página do ZAP Imóveis.

A Fipe considera apenas os anúncios de imóveis e leva em conta a localização (leia-se: bairro), o número de dormitórios e a área útil. De acordo com a base de dados desse índice, publicada desde o mês agosto de 2010, analisados em números-índice cuja base é 100, até o mês de agosto de 2014, observamos um incremento de aproximadamente 85% no índice de preços dos imóveis em abrangência nacional. Apesar das incertezas quanto a formação de uma possível bolha imobiliária especulativa que se pode gerar na economia brasileira, podemos levantar alguns fatores que proporcionaram esse ambiente de expansão do mercado interno imobiliário. Assim, identificaremos os motivos que conduziram o contexto econômico para a situação que vivenciamos hoje.

O primeiro fator a se destacar foi a situação macroeconômica positiva do Brasil. Conforme dados do IBGE, em 2010 o produto interno bruto do país cresceu 7,5%, representando uma expressiva retomada da atividade econômica após o ano da crise em 2009 (nesse último ano, a taxa de crescimento do PIB foi negativa em 0,2%). Fazendo um comparativo dos 4 anos anteriores à crise (2005 a 2008) com os quatro anos posteriores (2010 a 2013), temos uma média de crescimento de +4,13% para o primeiro período e, para o

período mais recente, de +3,4%. Somado a isso, o país pôde vivenciar um aumento da renda da população com uma consequente elevação do nível da poupança das famílias, em função de uma estabilização da taxa de desemprego em níveis baixos e um maior nível de confiança do mercado como um todo (por parte de consumidores e investidores).

O segundo fator que podemos elencar é o movimento das taxas de juros que atingiram níveis historicamente baixos. Conforme registros do Banco Central do Brasil (BCB), em 2009 a SELIC iniciou o mês de janeiro ao nível de 13,5% a.a. e veio gradativamente se reduzindo com oscilações até a menor taxa registrada na história do país, 7,5% a.a. em outubro de 2012. Esse movimento de redução do custo do dinheiro impactou fortemente as linhas de financiamento habitacional, contribuindo para o aumento da sua demanda. Segundo informações do BCB, a disponibilidade de crédito para financiamento imobiliário variou de R\$56 bilhões em 2010 para R\$109 bilhões em 2013. Além disso, o governo federal criou outros mecanismos que incentivaram aquisição da casa própria, como liberação de prazos maiores de pagamento, juros de financiamento reduzido, permissividade de uma maior porcentagem de comprometimento da renda das famílias, o Programa Minha Casa Minha Vida, etc.

Assim, esses fatores acima citados, proveram os elementos necessários para a expansão das construtoras em várias cidades do Brasil. Na capital do Paraná, a cidade de Curitiba, escolhida para o presente estudo, o movimento não foi diferente inclusive quando analisamos o impacto nos seus preços. Segundo o índice FipeZap, de junho de 2012 a agosto de 2014, a cidade sofreu uma variação acima de 33%, em média, nos preços dos apartamentos.

Frente a este novo e atual panorama econômico, social e imobiliário da capital paranaense, teremos como objetivo neste artigo avaliar quais são os determinantes de preços no mercado local de apartamentos, segundo o ponto de vista da Teoria dos Preços Hedônicos. A adoção desta teoria busca mensurar características intangíveis que determinam os preços dos imóveis – como localização e amenidades urbanas – com as características estruturais internas dos imóveis (ditas tradicionais) na precificação dessas residências. As amenidades urbanas (como áreas verdes, criminalidade, existência de escolas, hospitais, etc.) podem exercer forças positivas ou negativas sobre o preço dos imóveis. Adicionalmente, serão analisados os impactos locacionais na precificação dos apartamentos e em seu entorno (vizinhos) para, posteriormente, aplicar as técnicas de análise exploratória de dados espaciais aferindo a correlação entre os bairros.

Para complementar esse estudo, foram coletados através da internet mais de oito mil anúncios de apartamentos à venda que formou uma grande base de dados para o estudo pretendido. A metodologia empregada para estimar o modelo de preços hedônicos será o de mínimos quadrados ordinários.

Portanto, este artigo será dividido da seguinte maneira: a primeira parte é composta por esta introdução que contextualiza o tema e apresenta a problemática, o objetivo e a justificativa do estudo. Na segunda etapa, será feita uma revisão da literatura sobre a Teoria dos Preços Hedônicos e como é tratada a configuração de uma cidade no modelo monocêntrico. Na terceira seção, será apresentada a metodologia dos mínimos quadrados ordinários sob a forma funcional da teoria dos preços hedônicos, bem como a base de dados obtida. Na quarta parte deste artigo serão demonstrados os resultados econométricos e os testes de especificação da regressão. Na quinta seção serão incorporadas as amenidades e a aplicação da análise exploratória de dados espaciais para identificar a estrutura espacial da cidade. Por fim, na sexta, e última seção, serão tecidas as considerações finais.

## **2. REVISÃO DA LITERATURA**

Nesta seção será feita uma revisão da literatura para fundamentar o estudo aqui proposto. Iniciaremos com a abordagem da Teoria dos Preços Hedônicos e, em seguida, serão revistos aspectos relevantes sobre a localização dos imóveis.

### **2.1. TEORIA DOS PREÇOS HEDÔNICOS**

Na economia convencional, conforme exposto por Negri Neto (2003), uma sociedade comumente transaciona, com ou sem emprego de moeda, bens e serviços diversos dentro de um mercado com recursos escassos. Os agentes econômicos nesta sociedade são formados por produtores e consumidores ou vendedores e compradores, os quais estão constantemente tentando tomar decisões otimizadoras.

No entanto, quando tratamos da utilidade gerada ou da satisfação adquirida pelo consumidor ao ouvir uma boa música, participar de um culto religioso, estar em contato com a natureza ou apreciar uma bela poesia, a economia convencional tem uma certa dificuldade para mensurar esse tipo de benefício.

Esses aspectos de satisfação ou prazer estão presentes no momento de decisão da escolha e consumo da cesta de bens das pessoas e podem não ter recebido a devida atenção no contexto da teoria convencional do consumidor. Contudo, os economistas desenvolveram uma diferente teoria para tratar dessa questão (relacionado aos bens intangíveis) que está presente



nas decisões de compra das pessoas e que precisam ser levadas em consideração pela teoria econômica. Este é o caso da Teoria dos Preços Hedônicos.

Para um melhor entendimento da ideia do “hedonismo”, Negri Neto (2003) busca o significado na origem da palavra, a qual se traduz em “prazer” + “*ismo*”. Segundo ele, “de acordo com as preferências individuais, para se estimar os valores dos bens, utiliza-se do preço que aparece no mercado (...). Caso contrário, pode se recorrer a valores indiretos que se aproximariam ao preço do bem” (Negri Neto, 2003, p. 81).

O exemplo utilizado para melhor explicar o conceito, é o do valor de uso e o valor de não uso:

“(...) a literatura econômica convencional sugere que o valor de um bem ou serviço ambiental seja desmembrado em valor de uso e valor de não-uso. O valor de uso refere-se ao uso efetivo ou potencial que o recurso pode prover. O valor de não-uso, ou valor intrínseco ou valor de existência, reflete um valor que reside nos recursos ambientais, independentemente de uma relação com os seres humanos, de uso efetivo no presente ou na possibilidade de uso futuro. Muitas variantes de classificação existem. Não obstante, pode-se distinguir os seguintes componentes do Valor Econômico Total (VET) de um bem ou serviço ambiental:  $VET = \text{valor de uso} + \text{valor de opção} + \text{valor de quase-opção} + \text{valor de existência}$ ”. (NEGRI NETO, 2003, p. 81).

Este valor de não uso citado no trecho acima pode ser equiparado às externalidades (positivas ou negativas) geradas por benfeitorias ou malfeitorias quaisquer, produzidas em um determinado local, como por exemplo, a quantidade de poluição que uma nova avenida implementada pode trazer a um dado bairro de uma cidade, quanta poluição sonora tais veículos produzirão, o tamanho da perda de área verde na vizinhança do local e um possível congestionamento que pode se formar com esta nova via de tráfego.

Essas externalidades influenciam diretamente sobre os preços dos apartamentos em qualquer região. No entanto, devemos lembrar que esta nova avenida poderá trazer maior facilidade de deslocamento, talvez novas linhas de transporte público sejam implementadas no local e até mesmo o desenvolvimento de áreas comerciais e residenciais que supram as necessidades do cotidiano das pessoas. Tais fatores podem elevar ou reduzir o preço dos apartamentos usados dessa redondeza.

Sob uma outra ótica, os autores Hermann e Haddad (2005), afirmam que não se pode encontrar um mercado propriamente dito para este tipo de “produto” ou atributo (leia-se características intangíveis ou as referidas externalidades), e conseqüentemente não há maneira de precificá-lo, tampouco obter seu preço monetário. No entanto, devemos assumir que existe implicitamente forças de oferta e demanda por esses atributos e, dessa maneira, a economia deve buscar explicar como o mercado se ajusta para alcançar um valor de equilíbrio para esse

conglomerado de características. Este, portanto, é o objetivo da modelagem de Preços Hedônicos. Assim, “os preços marginais dos atributos são estimados fazendo-se regredir o preço do bem heterogêneo sobre as quantidades de características associadas” (HERMANN E HADDAD, 2005, p. 240).

Adicionalmente, para Sheppard (1999, *apud* HERMANN e HADDAD, 2005), a pesquisa sobre preços hedônicos pode ser vista tal como, hipoteticamente, se um pesquisador estivesse impossibilitado de entrar em um supermercado e tivesse como trabalho inferir sobre os preços dos produtos apenas com base no valor total da conta das pessoas e uma visão pouco clara das quantidades de produtos que circulam nos carrinhos.

Um dos primeiros trabalhos desenvolvidos com a abordagem dos preços hedônicos foi feita por Lancaster (1966, citado por ALVES *et al.*, 2011). Segundo este último autor, a metodologia de preços hedônicos advém da aceitação de que os bens complexos ou heterogêneos podem ser descritos por um vetor de características mensuráveis. Entende-se, portanto, que preços hedônicos são os valores atribuídos implicitamente aos bens complexos, revelados através da observação do montante específico de atributos associados a ele. Tal metodologia se baseia nas suas características e seus benefícios oferecidos.

Rosen (1974, p. 34) abordou a temática dos preços hedônicos da seguinte maneira:

*“Hedonic prices are defined as the implicit prices of attributes and are revealed to economic agents from observed prices of differentiated products and the specific amounts of characteristics associated with them. They constitute the empirical magnitudes explained by the model. Econometrically, implied prices are estimated by the first step regression analysis (product price regressed on characteristics) in the construction of the hedonic prices indexes.”*

Para Hermann e Haddad (2005), ao empreender esta Teoria de Preços Hedônicos no ramo de imóveis, o seu preço de venda é dado pelo mercado e definido quanto a sua composição e as suas características intangíveis. Porém, a real quantidade, especialmente quando se trata dessas últimas características, são bastante imprecisas. Embora possamos acatar o fato de que os atributos observados pelo lado externo dos imóveis façam parte da “cesta de características” analisadas pelo consumidor no momento da aquisição do bem, não é possível determinar quanto dessas características de fato o consumidor pode aproveitar e nem a sua quantidade consumida.

Outra importante literatura que trata dessa temática, foi demonstrada através de estudos de Cheshire e Sheppard (2004, citado por ALVES *et al.*, 2011, p. 170), no qual os autores afirmam, com base em estudos das últimas 3 décadas anteriores de aplicação de

modelos de precificação, que “o valor de qualquer imóvel varia sistematicamente e substancialmente de acordo com a sua localização”. Os atributos locacionais são no mínimo tão relevantes quanto aspectos físicos do imóvel na determinação de seu preço. Para ambos autores, a especificação dos modelos de preço hedônico é crucial na determinação dos preços estimados. Isto posto, infere-se que não exista uma base teórica que pré-defina quais atributos devem ser inseridos para a precificação dos imóveis.

Sinteticamente, conforme abordou Formoso e González (2000), podemos dizer que os imóveis são bens heterogêneos por natureza, pois cada um possui quantidades diferentes de cada um dos atributos valorizados pelo mercado. Por isso, são chamados de “bens compostos”, e a comparação entre eles exige a ponderação dos vários atributos de interesse. Nesta linha, a formação do preço de venda pode ser entendida como a soma de parcelas devidas aos diversos elementos importantes, que não podem ser individualizados diretamente, visto que não são transacionados separadamente, mas apenas em conjunto e em quantidades fixas (ou seja, em “pacotes”).

Em certo sentido, os valores dos imóveis podem ser compreendidos como médias ponderadas dos atributos que os compõem, sendo que os pesos (os coeficientes das equações) podem ser interpretados como preços implícitos destes atributos. Assim, é necessário inicialmente encontrar estes pesos para que se possa realizar a ponderação dos atributos dos imóveis em estudo e finalmente obter estimativas para o seu valor de mercado.

## 2.2. EFEITOS ESPACIAIS: LOCALIZAÇÃO E ACESSIBILIDADE

Conforme tratado por Can (1998), há uma crescente consciência da importância do papel da localização de um imóvel na decisão dos agentes econômicos, cujos comportamentos se refletem na sociedade e no mercado imobiliário. Esse papel diz respeito ao local geográfico do imóvel, que sofre com as externalidades locacionais. Essas forças de influência externas são denominadas “efeitos de vizinhança” porque eles captam os efeitos do entorno e da estrutura dos imóveis próximos, dos padrões de acessibilidade, do contexto socioeconômico do local, das características demográficas, da arquitetura, entre outros, que somados resulta num impacto no mercado imobiliário como um todo. Conforme exposto por Campos (2014, p. 07), portanto, o efeito vizinhança “se refere ao impacto que as amenidades, na área em que o imóvel está espacialmente localizado, exercem sobre o preço dos imóveis”.

A literatura econômica trata o fator espacial de forma bastante relevante quando a temática dos modelos hedônicos de precificação de imóveis é abordada. A teoria que será

apresentada a seguir, tem fundamento em economia urbana (ALONSO, 1964; Muth, 1969 e WHEATON, 1974 *apud* BRUECKNER, 2011).

Segundo Brueckner (2011), em sua análise sobre a estrutura espacial urbana, ele utiliza a cidade de Nova Iorque e Chicago como padrão empírico na explanação da teoria econômica. Em sua abordagem inicial, o autor cita, como exemplo, se uma fotografia aérea dessas cidades fosse tirada. O autor destaca, então, que é possível de se observar uma grande concentração de prédios altos numa determinada localidade, formando um centro denso de imóveis, onde a medida em que as construções se distanciam desse centro, elas vão ganhando características diferenciadas, tornando-se mais baixas e com imóveis individualmente mais espaçosos.

Numa observação empírica, não mais através da foto, ele cita outras duas importantes observações na análise estrutural urbana. A primeira delas consiste na densidade populacional menor nos entornos do centro (subúrbios) que implicam numa atividade comercial reduzida, ou seja, torna-se uma área residencial. A segunda, é o preço por metro quadrado dos imóveis que se reduzem a medida em que os empreendimentos se distanciam do centro.

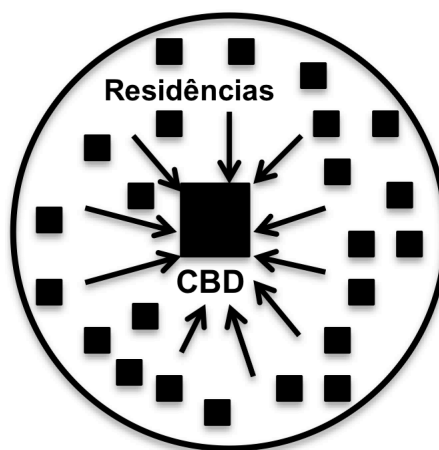
Neste cenário, o autor assume quatro premissas que simplificam a análise de forma bastante estratégica. A primeira delas é que todo o emprego da cidade está contido nesta região central já mencionada, onde há uma maior concentração de prédios, o qual o autor chama de *Central Business District* (CBD). Ainda que a realidade demonstre algo um pouco diferente, é possível observar pequenos sub-centros de emprego espalhados pela cidade, o que se traduz num marco da civilização moderna.

A próxima premissa diz respeito ao transporte das regiões mais afastadas do CBD. O modelo leva em consideração que há uma vasta infraestrutura de estradas e transporte coletivo suficiente do subúrbio para o centro, e vice-versa, conforme pode se observar logo a seguir na Figura 01.

A terceira premissa é referente aos agentes envolvidos numa mesma vizinhança. O modelo sugere que todas as famílias que moram próximas umas às outras, numa mesma região, possuem características de renda e preferência bastante semelhantes, bem como empregos parecidos nos CBDs.

A quarta premissa diz que os agentes possuem apenas dois tipos de bens disponíveis para consumo, e portanto, seus gastos se resumem entre habitação (“*housing*”) e qualquer coisa diferente de habitação, o qual o autor chama de “*bread*”.

FIGURA 01 – PREMISSA DE TRANSPORTE PARA O MODELO CBD



FONTE: BRUECKNER (2011, p. 26)

Dadas as premissas, o autor, desenvolve o seguinte raciocínio: supondo que “ $x$ ” seja a distância que as pessoas tem de percorrer para sair de suas residências e chegar ao CBD; “ $t$ ” um parâmetro genérico que mede o custo de transporte já levando em conta custo financeiro e outros custos em função do transporte (no caso de combustível para os que utilizam-se de veículos próprios; tarifa de transporte, no caso do transporte público; o custo de oportunidade pelo tempo gasto no deslocamento, entre outros); e “ $y$ ” a renda recebida pelo trabalho gerado no CBD, chega-se a seguinte relação matemática:  $y - tx$ .

Essa expressão demonstra a relação negativa entre a renda disponível com a distância que se tem da residência ao CBD, ou seja, quanto mais longe do CBD localiza-se a residência, mais caro torna-se o deslocamento para o trabalho ou menor é a renda disponível do consumidor.

Além do transporte, foi mencionado acima que o consumidor possui dois bens de consumo: *bread* ( $c$ ) e *housing* ( $q$ ). No entanto, “ $q$ ” é um bem heterogêneo e possui diferentes características como tamanho útil, áreas de lazer, idade do imóvel, qualidade de construção e amenidades (presença de uma bela praça, um bom hospital ou boas escolas na vizinhança, por exemplo). Desta forma, um vetor de características seria o ideal para mensurar tais variáveis. Contudo, neste modelo simplificado será utilizado apenas o tamanho do imóvel por ser uma variável bastante importante na escolha dos consumidores. No caso do custo da habitação, denominado pela letra “ $p$ ”, utiliza-se uma *proxy* como por exemplo o preço dos aluguéis da região. Desta forma, teremos a seguinte relação:  $y - tx = c + (p \cdot q)$ , onde ( $y$ ) é renda do

consumidor; (t) o custo do transporte; (x) a distância da residência ao CBD; (c) significa *bread* (consumo diferente de habitação); (p) o custo da habitação; e (q) o tamanho do imóvel.

Nesta linha de raciocínio, Rosen (1974, p. 36) afirmou que “*housing prices decline at a decreasing rate with distance from the central employment location. Household living close to the endowment center face high housing prices but low commuting costs. Households farther away face lower housing prices but higher commuting costs*”. Ou seja, há uma relação inversamente proporcional entre o custo da habitação e a distância da residência até o CBD. Quanto mais longe se encontrar o imóvel, menor será o seu custo. Nesta mesma linha de pensamento, observamos que na mesma medida em que a distância aumenta, o tamanho dos imóveis também aumenta, em função do seu custo reduzido.

De acordo com o exposto logo acima, há um equilíbrio neste mercado, conforme abordado por Brueckner (2011, p. 28), segundo o qual afirma que:

*The argument relies on a fundamental condition for consumer locational equilibrium. This equilibrium condition says that consumers must be equally well off at all locations, achieving the same utility regardless of where they live in the city. If this condition did not hold, then consumers in low-utility area could gain by moving into a high utility area. This incentive to move means that a locational equilibrium has not been attained. The incentive is absent, implying that the equilibrium has been reached, only when consumer utility – that is, the value taken by utility function  $u(c,q)$  – is the same everywhere. Utilities can be spatially uniform only if the price per unit of housing floor space falls as distance increases. Since higher commuting costs mean that disposable income falls as  $x$  increases, some offsetting benefit must be present to keep utility from falling. The offsetting benefit is a lower price per square foot of housing at great distances. Then, even though consumers living far from the center have less money to spend (after paying high commuting costs) than those closer to the CBD, their money goes farther given a lower  $p$ , allowing them to be just as well off as people living closer in. The lower  $p$  thus compensates for the disadvantage of higher commuting costs at distant locations. (...)*

Sob uma outra ótica, podemos inferir que as demandas pelas habitações no subúrbio são menores se comparadas às regiões centrais, em função do maior custo de deslocamento. A menor quantidade demandada faz o preço do bem se reduzir, causando a redução do  $p$  a medida em que  $x$  aumenta. Com o  $p$  menor, torna-se possível construir habitações maiores, logo  $q$  aumenta.

Em face ao exposto, vale a pena ressaltar que os estudos de Hermann e Haddad (2005), afirmaram que em geral, os trabalhos empíricos sobre o modelo hedônico para habitação assumem uma forma monocêntrica. Entretanto, é evidente que nem todas as cidades apresentam essa configuração. Com o crescimento econômico, as metrópoles podem assumir de um formato monocêntrico para policêntrico. Segundo Fujita e Thisse (2002), o motivo desta aglomeração é que os agentes econômicos necessitam interagir uns com os outros (tanto

profissionalmente, quanto por interações pessoais) e a distância é um impedimento para a essa interação.

### 3. METODOLOGIA

Nesta seção será descrita a metodologia a ser empregada no estudo sobre os preços hedônicos dos apartamentos usados em Curitiba.

#### 3.1. O MODELO DE PREÇOS HEDÔNICOS

Segundo Hermann e Haddad (2005), na literatura econômica há diversas maneiras de apresentar o modelo de preços hedônicos. Esta diversidade faz com que sua forma funcional não seja bem definida pelos teóricos e, tampouco, pré-definam quais as variáveis devem ser utilizadas para a estimação da equação de preços hedônicos. O que se faz tradicionalmente nos estudos é a adoção de formas log-linear para regredir a função, ainda que alguns autores afirmem que a função de preços hedônicos não seja linear. Os estudos sobre preços hedônicos apontam também para a adoção de variáveis que mensurem a qualidade da vizinhança e oferta de bens públicos da região, apesar de muitas vezes essas variáveis serem intangíveis, o que implica numa difícil tarefa de adotar *proxies* para estimar esses efeitos.

Adicionalmente, os estudos de Alonso (1964) e Mills (1972) sugerem a adoção do fator localização na análise dos preços hedônicos, pois, conforme já exposto, os imóveis que se distanciam do CBD possuem um valor menor para compensar o custo de comutação.

Feitas essas considerações acerca da forma funcional do modelo de preços hedônicos que estimaremos no presente estudo, optaremos pela estimação através dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

Conforme exposto por Gujarati (2006), esse método, no inglês conhecido como *Ordinary Least Squares* (OLS), consiste em encontrar os estimadores  $(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_n)$  que minimizam a soma dos quadrados dos resíduos  $(\mu_n)$  da função de regressão amostral, cujo formato linear obedecerá a seguinte equação geral já aplicada para os interesses do presente trabalho:

$$\ln Y_i(I, L, A) = \beta_1 + \beta_2 I + \beta_3 L + \beta_4 A + u_i \quad (1)$$

As variáveis representadas acima, portanto, demonstram que o preço dos imóveis na sua forma logarítmica natural ( $\ln Y$ ) é uma função das características intrínsecas do imóvel, representado por (I), da localização do imóvel (L), do seu entorno, vizinhança, bens públicos

ou, em outras palavras, das amenidades urbanas consideradas (A), e por fim, de um termo de erro ( $u_i$ ).

A adoção da forma logarítmica da equação 1 provê a informação da variação percentual dos preços dos imóveis em relação a variação de cada variável explicativa. Em outras palavras, podemos afirmar que a utilização do modelo log-linear se traduz, conforme exposto por Gujarati (2006), numa medição de uma semi-elasticidade do preço dos imóveis quando ocorrem variações dos atributos intrínsecos aos apartamentos, da variação da localização (bairro) e das amenidades urbanas consideradas, ou seja, obtemos a semi-elasticidade (ou efeito marginal) de Y com relação a I, L e A.

Especificando melhor o tratamento econométrico a ser utilizado para os imóveis nos diferentes bairros (L), não serão empregadas variáveis quantitativas para esse caso como serão tratadas as variáveis (I) e (A), mas sim qualitativas. Para isso, adotaremos na regressão variáveis binárias (*dummies*) nos bairros, indicando o coeficiente diferencial em relação ao intercepto da regressão que representa o valor médio dos imóveis, neste caso, o bairro do centro será a variável omitida.

A tabela a seguir servirá para elencar as variáveis escolhidas neste estudo que tratarão de compor os requisitos da forma funcional adotada. Nas seções seguintes, que trata da base de dados e dos resultados obtidos, abordaremos cada uma dessas variáveis com mais detalhes.

TABELA 01 – VARIÁVEIS DA FORMA FUNCIONAL DO MODELO

FORMA FUNCIONAL	SIGLA	DESCRIÇÃO
I (caraterísticas intrínsecas ao imóvel)	QUARTO	Quantidade de quartos no apartamento
	SUITE	Quantidade de suítes no apartamento
	BANHEIRO	Quantidade de banheiros no apartamento
	AREA	Tamanho em metros quadrados do apartamento
	VAGA	Quantidade de vagas de garagem do apartamento
A (amenidades)	ESCPUB_1000	Quantidade de escolas públicas para cada 1000 habitantes do bairro
	ESCPART_1000	Quantidade de escolas particulares para cada 1000 habitantes do bairro
	HOSP_1000	Quantidade de hospitais para cada 1000 habitantes do bairro
	US_1000	Quantidade de unidades de saúde para cada 1000 habitantes do bairro
	PERC_VERDE	Quantidade de área verde em relação ao tamanho do bairro em metros quadrados



FORMA FUNCIONAL	SIGLA	DESCRIÇÃO
	PATRIM_1000	Número de crimes contra o patrimônio em 2013 do bairro a cada 1000 habitantes
	HOMICIDIO_1000	Número de homicídios em 2013 a cada 1000 habitantes no bairro
L (localidade)	CONSTANTE	Varável omitida das dummies (preço de referência para comparação ou médio)
	BAIROS	Dummies dos bairros de Curitiba

FONTE: Elaboração própria (2014)

### 3.2. ANÁLISE EXPLORATÓRIA DE DADOS ESPACIAIS (AEDE)

Conforme exposto na seção de revisão da literatura, o chamado efeito vizinhança pode ser observado quando tratamos da aplicação do modelo de preços hedônicos. No presente estudo, esse efeito será mensurado por técnicas de econometria espacial, como a AEDE.

Para conceituar esse método, Almeida (2012) afirma que a análise exploratória de dados espaciais é uma técnica que permite mapear e descrever distribuições espaciais, bem como visualizar padrões de associação espacial (*clusters* ou aglomerações espaciais), observar informações atípicas (*outliers* ou valores extremos) ou identificar instabilidades espaciais (não-estacionariedade).

Conforme exposto por Moura e Lira (2011), a AEDE tem como fundamento a autocorrelação espacial e pode ser utilizada quando os dados observados são associados às áreas espaciais (dados georreferenciados). Os resultados obtidos dessa ferramenta são índices global e local que proveem uma medida de associação espacial. No caso do índice Global, obtém-se um único valor como medida de associação espacial para um conjunto de dados. No caso do Local, é fornecida uma medida específica para cada objeto, permitindo identificar *clusters* (atributos semelhantes) e *outliers* (objetos anômalos) de mais de um regime espacial.

De acordo com Almeida (2012), a autocorrelação espacial global univariada, que possui apenas uma variável de interesse (no caso do presente estudo é o preço marginal da localização definida pelas *dummies* de bairros), é uma ferramenta estatística de teste que averigua a hipótese de aleatoriedade da distribuição espacial da variável sob forma global (a hipótese nula sendo testada é a da aleatoriedade da amostra), ou seja, que os valores de um atributo numa região não dependem dos valores deste atributo nas regiões vizinhas. Portanto, um coeficiente de autocorrelação espacial descreve um conjunto de dados que está ordenado segundo uma sequência espacial. Assim, o referido autor determina que para se obter uma

estatística de autocorrelação espacial, é necessário realizar três tarefas: (1) uma medida de autocovariância; (2) uma medida de variância dos dados; (3) uma matriz de ponderação espacial.

A seguir, serão abordadas as formas mais empregadas como ferramenta de autocorrelação espacial: o I de Moran Global e o I de Moran Local (estatística LISA).

### 3.2.1. Estatística I de Moran

Almeida (2012) apresenta a equação de Moran, para mensurar a autocorrelação espacial, usando uma medida de autocovariância na forma de produto cruzado. Algebricamente, essa estatística é apresentada da seguinte forma:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} Z_i Z_j}{\sum_{i=1}^n Z_i^2} \quad (2)$$

Ou matricialmente:

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{z' W z}{z' z} \quad (3)$$

em que  $n$  é o número de regiões;  $z$  representa os valores da variável de interesse padronizada;  $Wz$  os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos conforme uma matriz de ponderação espacial  $W$ , cujos elementos são dados por  $w_{ij}$ ;  $S_0$  é igual a operação  $\sum_i \sum_j w_{ij}$  significando que todos os elementos da matriz de pesos espaciais  $W$  devem ser somados.

O referido autor ainda afirma que o valor esperado pelo I de Moran é igual ao que seria obtido caso não houvesse um padrão de associação espacial nos dados (próximo de zero). Portanto, considerando valores limites da significância estatística, conclui-se que quando o I de Moran exceder o valor esperado, há uma indicação de uma autocorrelação positiva, que pode se traduzir na existência da similaridade entre os valores do atributo estudado. Em outras palavras, indica que, no geral, altos valores da variável estudada estão rodeados por vizinhos com altos valores desta variável. Valores abaixo, indicam autocorrelação negativa, revelando dissimilaridade do local, ou seja, uma região com alto valor circundado por vizinhos com baixo valor de atributo estudado.

Os autores Porsse; Portugal e Stampe (2011) destacam que é relevante apontar que a estatística I de Moran apenas revela se há presença de autocorrelação espacial, porém não se pode concluir como a variável escolhida se relaciona com sua vizinhança. Para isso, faz-se imprescindível a análise local ou o gráfico de dispersão de Moran, o qual possui o valor da variável no eixo das abscissas, contra a sua defasagem espacial no eixo das ordenadas, permitindo analisar quanto à estabilidade da associação espacial. Dessa forma, através do gráfico de dispersão de Moran, temos condições de analisar a influência da estatística local sobre a medida global, identificando como as localizações e sua vizinhança se relacionam. Ademais, também é possível identificar pontos anômalos, identificando *outliers* no gráfico de mais de duas unidades da origem.

Assim, Almeida (2012) afirma que para haver uma estatística do tipo *Local Indicator of Spatial Association* (LISA) dois critérios devem ser atendidos: o primeiro diz respeito a capacidade, para cada observação, de indicar clusters espaciais, significativos estatisticamente; e o segundo, o somatório dos indicadores locais, para todas as regiões, é proporcional ao indicador de autocorrelação espacial global correspondente. O coeficiente I de Moran Local, portanto, faz uma decomposição do indicador global de autocorrelação espacial buscando identificar a contribuição de cada observação em quatro categorias: Alto-Alto (AA); Baixo-Baixo (BB); Alto-Baixo (AB); e Baixo-Alto (BA) e possui sua equação definida como:

$$I = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (4)$$

Dessa forma, combinando as informações do diagrama de Moran com o mapa da significância dos coeficientes I de associação local pode-se definir mapas de *clusters* LISA. Cabe ressaltar, por fim, que os dados para aplicação dessas técnicas serão obtidos dos coeficientes das *dummies* dos bairros a partir de uma regressão em MQO. Tal regressão será obtida através de uma base de dados dos preços de apartamentos em Curitiba (dados em *cross-section*), cuja apresentação se dará na seção seguinte.

#### 4. BASE DE DADOS

Nesta seção será apresentada a base de dados de apartamentos em Curitiba. Será feita uma breve exposição da forma em que as informações foram obtidas, além das dificuldades encontradas no momento da sua coleta.

#### 4.1. FORMA DE COLETA E QUADRO RESUMO DA BASE DE DADOS

Os dados obtidos para o estudo aqui proposto foram obtidos no período de Novembro de 2013 a Janeiro de 2014. O método de coleta empregado foi através de pesquisa na internet no sítio <http://www.imovelweb.com.br>, cujo objeto social da empresa que administra a referida página é a prestação de serviços a imobiliárias em todo o país. O Imóvel Web reúne anúncios de imóveis de diversas empresas e pessoas físicas (anúncio particular), obtendo assim, um banco de dados com mais de meio milhão de anúncios, segundo informações da empresa.

Para registrar as informações no formato empregado neste trabalho, foram utilizados alguns filtros disponíveis no próprio site, sendo o primeiro pela cidade: Curitiba; e o segundo pelo tipo de imóvel: apartamentos residenciais. Após esta etapa, o site disponibiliza a lista de anúncios segmentado por bairro, bem como a quantidade de anúncios em cada uma das localidades. De posse disso, iniciou-se a coleta uma a uma, anúncio por anúncio, verificando e anotando em planilha as informações de: valor do imóvel, número de quartos, tamanho (área em metros quadrados), número de banheiros, quantidade de vagas de garagem, quantidade de suítes e bairro em que o apartamento se encontra.

Concluída a coleta de dados, foi obtida a informação de 13.700 apartamentos em Curitiba, espalhados por 64 bairros na cidade. Entretanto, ao iniciar uma análise da qualidade das informações este número reduziu-se a cerca de 8.200 coletas. A razão dessa redução reside em vários fatores, tais como: erros de digitação no momento da inserção do anúncio no site, como por exemplo valores com um ou dois zeros a mais ou a menos; inexistência de banheiros; números de quartos inconsistentes com tamanho do imóvel; quantidade de vagas de garagem excessivamente alta. Em alguns casos, foram feitos alguns ajustes dos anúncios através de contato telefônico com corretores de imóveis, imobiliárias ou proprietários questionando informações acerca do apartamento. Em muitos outros casos, o anúncio foi excluído da amostra.

Para obtenção dos dados relativos às amenidades, foram coletadas informações referente a: bairro de localização de escolas, hospitais e unidades de saúde; número de crimes de homicídio por bairro do ano de 2013; e a quantidade de áreas verdes em metros quadrados de Curitiba. As informações foram obtidas nos sítios da Secretarias do Estado do Paraná e do Instituto de Planejamento e Pesquisa Urbana de Curitiba - IPPUC. Os dados relativos a tamanho do bairro e a quantidade de habitantes por bairro, também foram coletados dessa última fonte.

No caso dos crimes contra o patrimônio, foi solicitado por ofício a Coordenadoria de Análise e Planejamento Estratégico – CAPE – pertencente a Secretaria de Estado de Segurança Pública do Paraná, o relatório referente ao ano de 2013, conforme demanda do estudo aqui proposto.

Por fim, vale a pena relatar uma diferença entre a quantidade de bairros amostral (64) com a quantidade de bairros existente em Curitiba (75). Os bairros ausentes na amostra são: Caximba, Umbará, Ganchinho, Augusta, São Miguel, Riviera, Butiatuvinha, São João, Lamenha Pequena, Orleans e Taboão. O motivo dessa diferença é devido à ausência de anúncios de apartamentos no campo pesquisado. Para sanar tal problema, consideramos a média de preços dos bairros que fazem fronteira com eles.

A tabela 02 abaixo apresentada faz um resumo da base de dados obtida com 8218 observações de apartamentos. Para um maior detalhamento desses dados, ver anexo II.

TABELA 02 – RESUMO DA BASE DE DADOS

VARIÁVEL	MÉDIA	DESV. PADRÃO	MÍNIMO	MÁXIMO
QUARTO	2,6180	0,7877	1,0000	6,0000
SUITE	0,9334	0,8691	0,0000	5,0000
BANHEIRO	2,0389	1,2376	1,0000	10,0000
AREA	101,1418	69,1114	17,2000	804,0000
VAGA	1,4477	0,8974	0,0000	6,0000
ESCPUB_1000	0,1045	0,0878	0,0000	0,7433
ESCPART_1000	0,1510	0,1614	0,0000	0,6435
HOSP_1000	0,0611	0,1091	0,0000	0,4596
US_1000	0,0372	0,0542	0,0000	0,4894
PERC_VERDE	0,1600	0,0882	0,0519	0,4625
PATRIM_1000	83,1829	92,9616	15,7932	428,0771
HOMICID_1000	0,1760	0,1750	0,0000	3,4557

FONTE: Elaboração própria (2014)

## 5. RESULTADOS

Como ferramenta adicional que facilitará e dará precisão aos cálculos econométricos, será utilizado o software STATA\_13/MP. Para a parte de análise espacial, optaremos pelo GeoDa.

### 5.1. REGRESSÃO EM MQO

A equação da regressão com as variáveis utilizadas neste estudo será demonstrada conforme a seguir:

$$\ln Y_i = \beta_1 + \beta_2 \text{Quarto} + \beta_3 \text{Suite} + \beta_4 \text{Banheiro} + \beta_5 \text{Área} + \beta_6 \text{Vaga} + \sum_{i=1}^{64} \delta_i D_i + \gamma_1 \text{ESCPUB}_{1000} + \gamma_2 \text{ESCPART}_{1000} + \gamma_3 \text{HOSP}_{1000} + \gamma_4 \text{US}_{1000} + \gamma_5 \text{PERC}_{\text{VERDE}} + \gamma_6 \text{PATRIM}_{1000} + \gamma_7 \text{HOMICID}_{1000} + u_i \quad (5)$$

onde:

$\ln Y_i$  = logaritmo neperiano do preço do imóvel

$\beta_1$  = Constante

$\beta_2$  a  $\beta_6$  = Coeficientes angulares das características individuais dos imóveis

$\delta_i D_i$  = Dummies dos bairros da cidade de Curitiba

$\gamma_1$  a  $\gamma_7$  = Amenidades

$u_i$  = termo de erro

Na utilização do software, nos deparamos com uma limitação na quantidade de variáveis explicativas que o STATA pode suportar. De acordo com a regressão acima, apresentada na equação 5, são necessárias 78 variáveis para obter a regressão em OLS. Porém, o software suporta até 72 variáveis.

Para sanar tal problema, foi aplicado o método de filtragem que consiste em regredir o preço dos imóveis em logaritmo neperiano com as variáveis explicativas sem as variáveis de amenidades. De posse dos coeficientes das *dummies*, que representam a porcentagem da variação de preços em relação aos imóveis no bairro do Centro, deduzimos as diferenças em porcentagem apresentadas nessas *dummies* do valor do imóvel em cada amostra. Após isto, regredimos novamente com os novos valores em logaritmo neperiano, acrescentando as variáveis de amenidades. Portanto, a nova equação após a filtragem obedecerá o seguinte formato:

$$\ln Y'_i = \beta_1 + \beta_2 \text{Quarto} + \beta_3 \text{Suite} + \beta_4 \text{Banheiro} + \beta_5 \text{Área} + \beta_6 \text{Vaga} + \gamma_1 \text{ESCPUB}_{1000} + \gamma_2 \text{ESCPART}_{1000} + \gamma_3 \text{HOSP}_{1000} + \gamma_4 \text{US}_{1000} + \gamma_5 \text{PERC}_{\text{VERDE}} + \gamma_6 \text{PATRIM}_{1000} + \gamma_7 \text{HOMICID}_{1000} + u_i \quad (6)$$

onde:

$\ln Y'_i$  = logaritmo neperiano dos preços filtrados

Após aplicada a técnica de filtragem, obtemos como resultado os seguintes coeficientes para cada variável da equação 6, listada na tabela a seguir:

TABELA 03 – COEFICIENTES DA REGRESSÃO EM MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS COM VALORES FILTRADOS, CORREÇÃO ROBUSTA DE HETEROCEDASTICIDADE E TESTES DE HIPÓTESE

VARIÁVEL	COEFICIENTE	t	p-valor	TESTES	
QUARTO	0,071551	12,08	0	R2 Ajustado	0,8314
SUITE	0,163367	25,17	0	Teste F	2.012,01
BANHEIRO	0,018019	3,99	0	FIV	2,20
AREA	0,003139	19,36	0	White	2.643,44
VAGA	0,192391	27,23	0	RESET	463,62
ESCPUB_1000	-0,044106	-1,24	0,214	Jarque Bera	1.103,00
ESCPART_1000	0,069923	2,24	0,025	DW	1,97824
HOSP_1000	-0,028428	-0,76	0,445		
US_1000	-0,215085	-3,49	0		
PERC_VERDE	-0,014751	-0,43	0,669		
PATRIM_1000	0,000123	2,29	0,022		
HOMICIDIO_1000	-0,096491	-4,58	0		
CONSTANTE	12,095300	865,71	0		

FONTE: Elaboração própria (2014)

De posse das informações apresentadas nas tabelas acima, podemos verificar bons resultados da regressão. Pela informação do coeficiente de determinação, R2, o teste revela que 83,14% da variável dependente consegue ser explicada pelos regressores presentes no modelo.

Pelo Teste F, que mede a significância conjunta dos parâmetros (as variáveis independentes do modelo de regressão), observamos um valor de F calculado bastante elevado. Comparado ao valor crítico da tabela de referência do teste, notamos que o valor calculado é bastante superior ao da tabela com 5% de significância.

O Fator de Inflação da Variância (FIV) é usado como termômetro do problema da multicolinearidade, pois mede o quanto a variância do coeficiente beta é inflacionada pela colinearidade. O parâmetro de existência ou não desse problema para cada uma das variáveis é quando o cálculo do FIV ultrapassa o valor de 10. Para o presente estudo, temos o valor médio das variáveis calculado em 2,20, sendo que individualmente as variáveis do modelo testadas ficaram entre o intervalo de 1,24 e 3,58.

O teste de White apontou a presença de heterocedasticidade, mas esse problema foi corrigido pela estimação robusta.

O Teste RESET é um teste geral para erros de especificação que podem ter diversas origens, como variáveis independentes omitidas e forma funcional incorreta. Pelo valor elevado apresentado, podemos inferir algum tipo de carência de especificação, ou seja, outras variáveis poderiam ser consideradas no modelo para melhorar a estimativa. Dessa forma, constatamos que o modelo não possui todas as informações que explicaria melhor a formação dos preços dos imóveis, como por exemplo a idade dos apartamentos. A omissão desse dado é compensada pelos outros coeficientes presentes, causando um certo viés.

O teste de Jarque-Bera (JB) é um teste de normalidade que segue a mesma forma de análise dos testes acima descritos que utilizam a tabela de valores críticos a 5% de significância. O resultado é um JB bastante elevado, resultando na rejeição da hipótese de normalidade dos erros. No entanto, esta estatística seria importante para pequenas amostras não tendo, portanto, grandes preocupações para o nosso estudo com mais de oito mil observações.

Em função deste pequeno entrave com o teste de normalidade dos erros, que pode comprometer a eficiência do estimador, faremos uma nova regressão auxiliar, pelo método de Bootstrap, na tentativa de diagnosticar o problema.

TABELA 04 – REGRESSÃO COM MÉTODO BOOTSTRAP

VARIÁVEL	COEFICIENTE	BOOTSTRAP ERRO PADRÃO	Z	P >  Z
QUARTO	0,071551	0,0058746	12,18	0
SUITE	0,163367	0,0063481	25,73	0
BANHEIRO	0,018019	0,0044643	4,04	0
AREA	0,003139	0,0001585	19,8	0
VAGA	0,192391	0,0069839	27,55	0
ESCPUB_1000	-0,044106	0,0358345	-1,23	0,218
ESCPART_1000	0,069923	0,03028	2,31	0,021
HOSP_1000	-0,028428	0,0349357	-0,81	0,416
US_1000	-0,215085	0,0626069	-3,44	0,001
PERC_VERDE	-0,014751	0,0345116	-0,43	0,669
PATRIM_1000	0,000123	0,000053	2,32	0,02
HOMICIDIO_1000	-0,096491	0,0218686	-4,41	0
CONSTANTE	12,0953	0,0137312	880,86	0

FONTE: Elaboração própria (2014)



TABELA 05 – TABELA COMPLEMENTAR À REGRESSÃO BOOTSTRAP

<b>Regressão em Bootstrap</b>	
Observ.	8218
Replicações	1.000
Wald chi2(12)	23.800,91
Prob>chi2	0,00
R2	0,8314
R2 ajustado	0,83
Root MSE	0,246

FONTE: Elaboração própria (2014)

Os resultados da regressão em Bootstrap apresentados acima foram obtidos através da reamostragem das observações com 1.000 replicações. Dessa forma, isto nos permitiu verificar que os novos coeficientes estimados e sua significância não se alteraram com a nova regressão em Bootstrap, se comparados aos valores obtidos inicialmente, em MQO. A conclusão disso, portanto, é a de que os problemas apresentados no teste de normalidade, Jarque-Bera, não comprometem as conclusões do nosso modelo.

Por fim, retornando aos resultados em MQO, o teste de Durbin Watson será utilizado para detecção de correlação serial. Pelo valor crítico com 13 variáveis e mais de 8000 observações, podemos considerar o valor calculado dentro da região de Não Rejeição à Ausência de Correlação.

Quando passamos a observar os coeficientes da regressão, notamos que os sinais podem ser positivos, que se traduz numa inflação dos apartamentos, ao passo que os negativos exercem uma força redutora no preço do bem. Pegando como exemplo a variável quarto, de acordo com a tabela 03, uma unidade adicional dessa característica intrínseca ao imóvel gera um incremento na ordem de 7,1551% no preço final do apartamento, e assim da mesma forma ocorre para outras variáveis positivas, como vaga de garagem que incrementa cerca de 19,2% no preço final. Se observarmos o caso negativo da amenidade crime de homicídio, temos que a cada um mil casos de mortes adicionais ocorridas no bairro, os imóveis tendem a se desvalorizar na ordem de 9,64%. Isso pode ser melhor observado quando tratamos de regiões que prevalece um nível de renda mais baixo.

Apesar da boa qualidade inferida pelos testes de hipótese do modelo, observamos um p-valor que não nos permite tirar conclusões das variáveis Escolas Públicas, Hospitais e Áreas Verdes. De modo geral, portanto, podemos inferir que a amostra e a regressão são significativas para o estudo aqui proposto. A partir deste ponto, é possível então mapear os diferentes preços segundo a regressão apresentada.

A tabela 06 corresponde ao valor das *dummies* obtidas da regressão indicando que os valores negativos representam uma diferença média no preço dos imóveis percentualmente menor que a média de preços dos imóveis no Centro. Para os valores positivos, essa diferença é maior se comparada aos imóveis centrais, em média.

TABELA 06 – VALOR DAS DUMMIES DOS BAIRROS DE CURITIBA A PARTIR DA REGRESSÃO EM MQO TENDO O BAIRRO CENTRO COMO VARIÁVEL OMITIDA

BAIRRO	COEFICIENTE DUMMY	BAIRRO	COEFICIENTE DUMMY
ABRANCHES	-0,4437984	JD. DAS AMÉRICAS	-0,4891756
ÁGUA VERDE	-0,0264617	JARDIM BOTANICO	-0,1021538
AHÚ	-0,1008835	JARDIM SOCIAL	-0,0493672
ALTO BOQUEIRÃO	-0,5979124	JUVEVÊ	0,0251251
ALTO DA GLÓRIA	0,016065	LINDÓIA	-0,5016761
ALTO DA XV	-0,0579302	MERCES	-0,0040341
ATUBA	-0,5061297	MOSSUNGUÊ	0,0518512
BACACHERI	-0,2741721	NOVO MUNDO	-0,3747743
BARREIRINHA	-0,6287433	ORLEANS	-0,1802209
BATEL	0,0698184	PAROLIN	-0,5684702
BIGORRILHO	0,0175239	PILARZINHO	-0,3659646
BOA VISTA	-0,220311	PINHEIRINHO	-0,4621189
BOM RETIRO	-0,3170557	PORTÃO	-0,1890931
BOQUEIRÃO	-0,5421743	PRADO VELHO	-0,3843132
BAIRRO ALTO	-0,608488	REBOUÇAS	0,0379686
CABRAL	-0,0418427	SÃO BRAZ	-0,3917766
CACHOEIRA	-0,7702869	SÃO FRANCISCO	-0,0128051
CAMPO COMPRIDO	-0,4558239	SÃO LOURENÇO	-0,0691837
CAJURU	-0,5227698	SEMINÁRIO	0,0208028
CAMPO DE SANTANA	-0,7820448	SÍTIO CERCADO	-0,6464519
CAMP. DO SIQUEIRA	0,0306393	SANTA CANDIDA	-0,442845
CAPÃO DA IMBUIA	-0,705991	SANTA FELICIDADE	-0,2459326
CAPÃO RASO	-0,35515	SANTA QUITÉRIA	-0,3538376
CENTRO CÍVICO	0,0412085	SANTO INÁCIO	-0,2618194
CIC	-0,566839	TARUMÃ	-0,3717561
CRISTO REI	-0,0574437	TATUQUARA	-0,7223091
FANNY	-0,3398793	TINGUI	-0,4632544
FAZENDINHA	-0,6597209	UBERABA	-0,5129129
GUABIROTUBA	-0,2614575	VILA IZABEL	-0,0597284
GUAÍRA	-0,4296567	VISTA ALEGRE	-0,2153403
HAUER	-0,4528267	XAXIM	-0,4714933
HUGO LANGE	-0,0045689	-	-

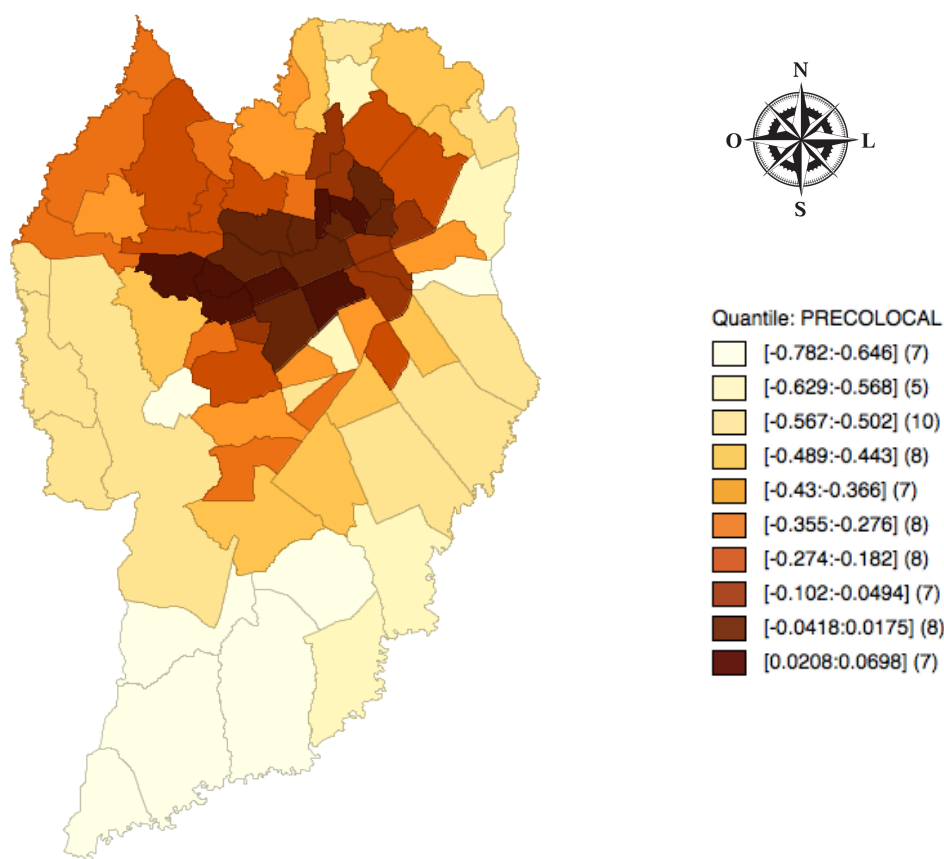
FONTE: Elaboração própria (2014)

Na Figura 01, apresentada logo a seguir, observamos as diferenças entre os bairros conforme uma faixa de valores em porcentagem em relação ao bairro do CENTRO (ver legenda no mapa). Ou seja, observamos o efeito marginal da aplicação logarítmica na regressão dos preços dos apartamentos (semi-elasticidade).

Numa primeira análise, percebemos a configuração monocêntrica da cidade de Curitiba. Verifica-se uma região composta pelos bairros do Centro, Batel, Cabral, Centro Cívico, Ahú, Bigorrilho, Seminário, Rebouças, Mossunguê, Água verde, Mercês, Alto da Glória, São Francisco, Juvevê, Hugo Lange e Campina do Siqueira com o tom da cor mais escura, representando os bairros cujos preços dos apartamentos são mais altos. Essa estrutura é típica de um *Central Business District* (CBD), em que ao redor desses bairros em direção ao subúrbio o tom das cores diminui, representando uma redução no seu preço, caracterizado por bairros com predominância de imóveis residenciais, mais horizontais e maiores.

Para a visualização do mapa da cidade de Curitiba com a informação do nome de cada bairro, ver anexo I.

FIGURA 01 – MAPA DO EFEITO MARGINAL DA LOCALIZAÇÃO SOBRE OS PREÇOS DOS APARTAMENTOS EM CURITIBA



FONTE: Elaboração própria (2104)

## 5.2. ESTRUTURA ESPACIAL DOS PREÇOS DOS IMÓVEIS

A próxima tarefa é demonstrar os resultados da aplicação das técnicas de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), o qual será feito com auxílio do software GeoDa. Especificamente, nessa tarefa será calculado o I de Moran Global e Local dos apartamentos de Curitiba, com base nos valores obtidos da regressão em MQO já apresentada na seção anterior, e em uma matriz de ponderação espacial binária na convenção do tipo rainha (*queen*).

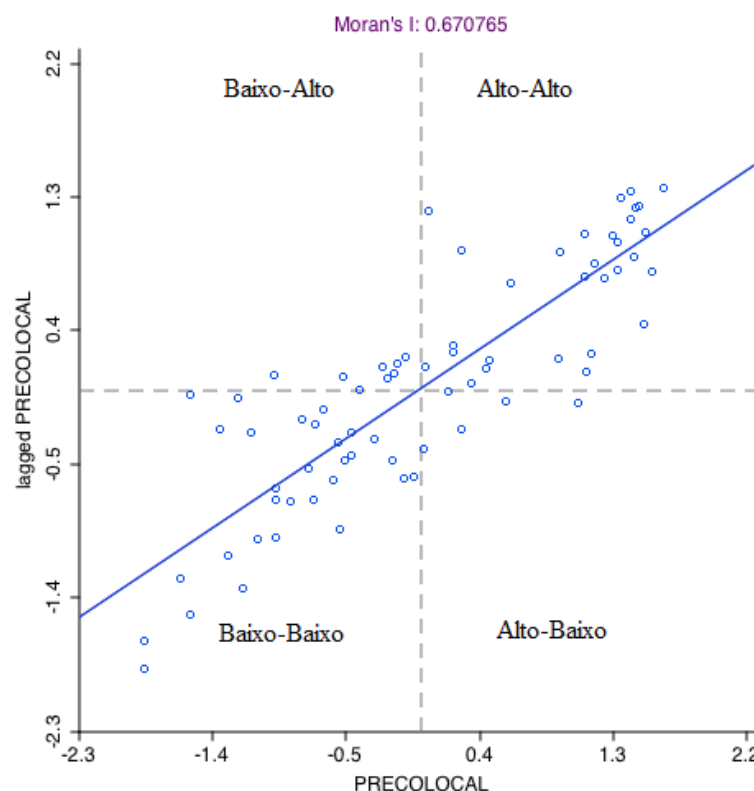
A Tabela 07 e a Figura 02 trazem os resultados do cálculo do Índice de Moran Global, conforme a seguir:

TABELA 07 – VALORES OBTIDOS PARA ESTATISTICA I DE MORAN GLOBAL (I)

PSEUDO P-VALOR	I DE MORAN (I)	E(I)	MÉDIA	DESVIO PADRÃO
0,001	0,6708	-0,0135	-0,0098	0,0726

FONTE: Elaboração própria (2014)

FIGURA 02 – DIAGRAMA DE DISPERSÃO DE MORAN



FONTE: Elaboração própria (2014)

Pelo exposto na tabela, podemos inferir que os preços dos imóveis em Curitiba são espacialmente correlacionados, ou seja, rejeitamos a hipótese nula da aleatoriedade espacial, ao nível de significância de 0,001%, visto que o I de Moran computado (0,670765) é maior que o valor esperado (-0,0135). Pelo sinal positivo apresentado no I, afirma-se que há presença de autocorrelação positiva. A conclusão disso é que os bairros contendo apartamentos com preços elevados (acima da média) possuem em seu entorno outros bairros com preços de apartamento também elevados, ou seja, há similaridade. Quanto mais próximo de um for o valor do I, maior será o grau de concentração. Por outro lado, os bairros com preços de apartamentos menores que a média, possuem em seu entorno outros bairros com apartamentos de preços menores que a média.

No caso da Figura 03, a inclinação positiva da reta de regressão no gráfico, que pode se traduzir na presença de autocorrelação positiva, fornece mais informações além do padrão de associação global linear no espaço. Podemos observar do primeiro ao quarto quadrante os quatro tipos de associação linear espacial (Alto-Alto, Baixo-Baixo, Alto-Baixo e Baixo-Alto). Cada ponto representa um bairro da cidade de Curitiba (existem 75 pontos), e da maneira exposta, podemos identificar quantos bairros geram alavancagem no preço dos imóveis. Os valores presentes nesse gráfico (eixos das ordenadas e abscissas) são padronizados, ou seja, zero é o preço médio. Portanto, observamos que os pontos no primeiro quadrante são os bairros com apartamentos cujos preços são mais altos em relação à média e estes bairros estão rodeados por outros bairros com apartamentos de preços altos. O terceiro quadrante demonstra o mesmo caso, porém, para os bairros cujos preços de imóveis são baixos. No caso do segundo quadrante, temos o Baixo-Alto que significa a existência de bairros com preços de apartamentos abaixo da média circundados por bairros com valores de imóveis, na média, mais altos. No quarto quadrante, temos a mesma condição, porém de modo contrário, ou seja, um bairro cujos apartamentos possuem um preço acima da média rodeado por bairros com apartamentos de preços abaixo da média.

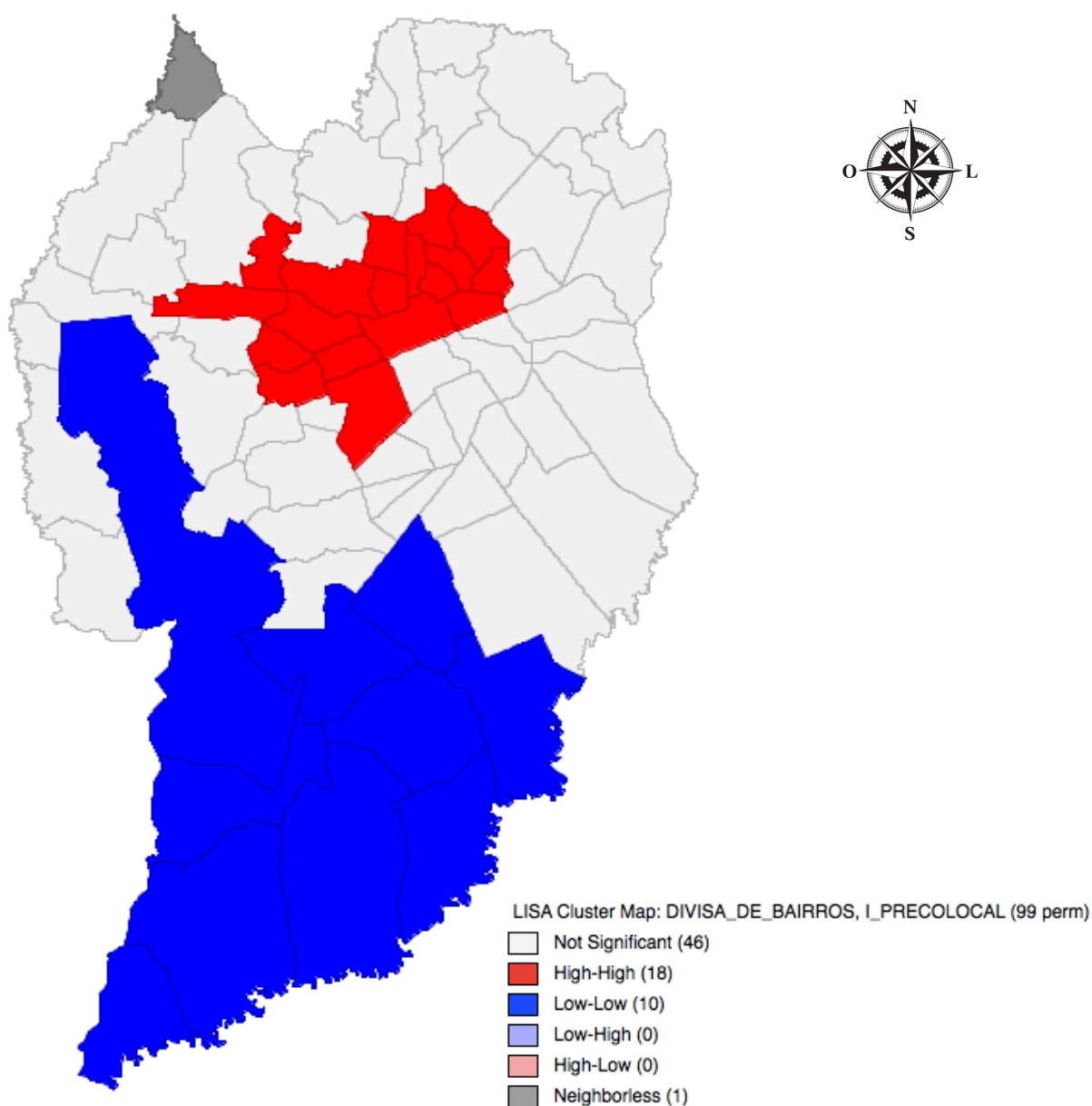
O diagrama de dispersão já pode nos dar uma ideia do comportamento local, porém a análise até aqui apresentada ainda é do método global. A Figura 03, a seguir, traz o mapa de clusters segundo a estatística I de Moran Local LISA.

Conforme podemos observar, existe na cidade de Curitiba dois padrões de associação espacial em *cluster* (aglomerações com efeito vizinhança), sendo um do tipo Alto-Alto, destacado em vermelho, e outro do tipo Baixo-Baixo, destacado em azul.

A região vermelha é composta por 18 bairros da cidade, envolvendo o centro e seu entorno. Neste conglomerado estão presentes os bairros cujos apartamentos possuem um valor

médio maior que o preço médio da cidade, bem como a infraestrutura comercial e financeira de Curitiba. Esta região é composta pelos bairros: Centro, Batel, Seminário, Água Verde, Campina do Siqueira, Bigorrilho, Santo Inácio, Bom Retiro, Mercês, Cascatinha, São Francisco, Centro Cívico, Alto da Glória, Alto da XV, Cabral, Hugo Lange, Ahú e Juvevê.

FIGURA 03 – MAPA DE CLUSTERS LISA



FONTE: Elaboração própria (2014)

A região sul, predominantemente azul, se destaca com 10 bairros que se apresentam com valores de apartamentos, na média, mais baixos que outras regiões da cidade. Este é o

caso da Cidade Industrial, Pinheirinho, Xaxim, Alto Boqueirão, Sítio Cercado, Ganchinho, Umbará, Campo de Santana, Tatuquara, Campo de Santana e Caximba.

A área cinzenta do mapa traz a informação dos preços de apartamentos não significantes, ou seja, são bairros cujos imóveis possuem o valor próximo da média de preços da cidade.

Como já visto anteriormente, a cidade de Curitiba possui um formato monocêntrico. Localmente também é possível visualizar essa condição, onde a região em tom de vermelho é o centro de negócios da cidade (CBD) causando o efeito vizinhança em termos de arquitetura, preços de apartamentos e condições sociais. Conforme trata a teoria, observamos em Curitiba que a região contendo uma correlação tipo Alto-Alto, concentra as vagas de emprego, impactando no aumento do preço dos apartamentos em função do reduzido custo de comutação. Nas áreas azuis, ocorre o oposto. Caracterizado por um preço reduzido em relação ao Centro, essa região do tipo Baixo-Baixo também sofre o mesmo efeito vizinhança, porém influenciando para que o preço mantenha-se abaixo da média.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A Teoria dos Preços Hedônicos fundamentou este trabalho demonstrando a realidade curitibana no aspecto da determinação de preços de apartamentos, com especial atenção ao papel da localização. Em função desses imóveis serem bens complexos, heterogêneos e com fatores que geram diferentes níveis de satisfação ou utilidade aos diferentes agentes econômicos, o preço do bem deve ser analisado por variáveis tangíveis e intangíveis indissolavelmente.

Os resultados obtidos no nosso estudo demonstraram que Curitiba apresenta um modelo monocêntrico, caracterizado por um *Central Business District* (CBD), conforme exposto pelos pressupostos teóricos sobre a localização. Através da análise Global do I de Moran, verificamos uma cidade com um índice positivo de correlação entre um bairro e seus vizinhos. Adicionalmente, através do I de Moran Local, percebemos que Curitiba é detentora de dois *clusters* bem definidos, sendo um do tipo Alto-Alto e outro do tipo Baixo-Baixo, ratificando a condição da presença de correlação espacial da cidade.

Em termos práticos, concluímos que a localização interfere diretamente nos preços dos apartamentos e que esta deve ser uma variável bastante relevante na tomada de decisão dos agentes no momento da escolha do seu apartamento residencial em Curitiba. Pela regressão em MQO obtida, percebemos o peso dos fatores intrínsecos aos apartamentos na determinação do seu preço de mercado através dos coeficientes da regressão. O intercepto

dessa regressão representa o valor médio do bairro Centro, sendo este o escolhido como referência para comparação com as outras localidades. Os valores obtidos pelas *dummies* dos bairros, portanto, representam o diferencial de preço em porcentagem em relação ao bairro de referência.

As amenidades consideradas no modelo tiveram o papel de atribuir as características intangíveis dos imóveis que estão presentes na cesta de consumo dos agentes econômicos. Os resultados foram positivos sob o aspecto da significância estatística (p-valor) obtida na regressão em MQO, com exceção de alguns casos pontuais que geraram resultados inconclusivos como o caso das escolas públicas, hospitais e as áreas verdes nos bairros.

Esses problemas podem estar atrelados a falta de alguma variável importante para o modelo, conforme confirmado pelo teste RESET. Neste caso, a idade do imóvel foi apontada como uma importante variável a ser incluída no modelo, porém tal informação não está disponível nos anúncios dos imóveis como fonte de informação. Outras variáveis também poderiam ser incorporadas para melhorar a qualidade dos resultados da estimação e que são relevantes, como *proxies* para mensurar a qualidade do imóvel, o padrão de construção, etc. Apesar de alguns testes econométricos não terem sido satisfatórios, decidimos manter os resultados de acordo com o exposto no trabalho pois o impacto desse ajuste se daria na confiabilidade do nível de significância dos parâmetros, nada afetando os sinais dos coeficientes da regressão e tampouco distorcendo estimativa como um todo.

Diante de todo o exposto, consideramos os resultados satisfatórios frente ao objetivo proposto inicialmente da aplicação da teoria dos preços hedônicos e de técnicas de econometria espacial para o segmento imobiliário da cidade de Curitiba. No entanto, percebemos que um grande entrave para avançar nesse tipo de estudo reside na dificuldade de se obter informações mais precisas para a formação de uma base de dados mais aprimorada da capital paranaense, como a inclusão da idade dos imóveis, CEP, dados de amenidades urbanas mais detalhadas, maior facilidade de acesso às informações de fontes oficiais como as secretarias do governo do estado e do município, entre outros.



## 7. REFERÊNCIAS

- ANÚNCIOS. Curitiba. 2013-2014. Disponível em: <<http://www.imovelweb.com.br>>. Acesso em: 09/01/2014.
- ALMEIDA, E. **Econometria Espacial Aplicada**. 1ª. Edição. Ed. Alínea. São Paulo, 2012.
- ALONSO, W. *Location and land use: toward a theory of land rent*. 2a. ed. California: Harvard University Press, 1964.
- ALVES, D. C. O. *et al.* Modelagem dos Preços dos Imóveis Residenciais Paulistanos. **Revista Brasileira de Finanças**, Vol. 09, No. 02. Junho, 2011.
- BRUECKNER, J. K. *Lectures on urban Economies*. 1ª. ed. Massachussets: MIT Press, 2011.
- CAN, A. *Gis and spatial analysis of housing and motgage markets*. **Journal of Housing Research**, v.9, n.1, p.61-86, 1998.
- CAMPOS, R. B. A. **Dois ensaios sobre economia urbana: mercado imobiliário residencial e corporativo no município de São Paulo**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2014.
- CURITIBA EM DADOS. Curitiba. 2014. Disponível em: <[http://curitibaemdados.ippuc.org.br/Curitiba\\_em\\_dados\\_Pesquisa.htm](http://curitibaemdados.ippuc.org.br/Curitiba_em_dados_Pesquisa.htm)>. Acesso em: 20/09/2014.
- FIPEZAP. São Paulo. 2014. Disponível em: <<http://www.fipe.org.br/web/index.aspx?aspx=/web/indices/FIPEZAP/index.aspx>>. Acesso em: 29/09/2014.
- FORMOSO, C. T.; GONZÁLEZ, M. A. S. Análise conceitual das dificuldades na determinação de modelos de formação de preços através de análise de regressão. **Engenharia Civil UM**. Número 8. p. 65-75. 2000.
- FUJITA, M.; THISSE, J. F.; *Economics of agglomeration*. 1ª. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.
- GOMES, A.; MACIEL, V.; KUWAHARA, M. **Determinantes dos preços de imóveis residenciais verticais no município de São Paulo**. São Paulo, 2012.
- GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4ª. Edição. Ed. Elsevier. Rio de Janeiro, 2006.
- HERMANN, B. M.; HADDAD, E. A. Mercado imobiliário e amenidades urbanas: *a view through the window*. **Est. Econ.** V. 35, No. 02, p 237-269. Julho, 2005.
- LANCASTER, K. J. A New Approach to Consumer Theoy. *Journal of Political Economy*. 1966.

LIRA, S.A.; MOURA, R. Aplicação da análise exploratória espacial na identificação de configurações territoriais. **R. bras. Est. Pop.**, v. 28, n. 1, p. 153-168. Rio de Janeiro, jan./jun. 2011

MARANDUBA JR., N. G. **Política regional, crescimento econômico e convergência de renda em Minas Gerais**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 2007.

MILLS, E. *Studies in the structure of the urban economy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1972.

MUTH, R. Cities and housing: the spacial pattern of urban residential land use. Chicago: University of Chicago Press, 1969.

NEGRI NETO, A. Preços Hedônicos. **Informações Econômicas**. V. 33, No. 12. São Paulo. Dezembro, 2003.

PORSSE, A. A.; PORTUGAL, M. S.; STAMPE, M. Z. Mudança demográfica e crescimento econômico no Brasil: uma análise exploratória de dados espaciais. **In: 39 Encontro Nacional de Economia**. Foz do Iguaçu, 2011.

RELATÓRIO ESTATÍSTICO CRIMINAL QUANTITATIVO DE VÍTIMAS DE CRIMES RELATIVOS À MORTE JANEIRO A DEZEMBRO DE 2013. Curitiba. 2014. Disponível em: <[http://www.seguranca.pr.gov.br/arquivos/File/Relatorio\\_Modelo\\_Novo\\_2013.pdf](http://www.seguranca.pr.gov.br/arquivos/File/Relatorio_Modelo_Novo_2013.pdf)>. Acesso em: 05/09/2014.

ROSEN, S. *Hedonic price and implicit markets: product differentiation in pure competition*. **Journal of Political Economics**, 82, p. 34-55, 1974.

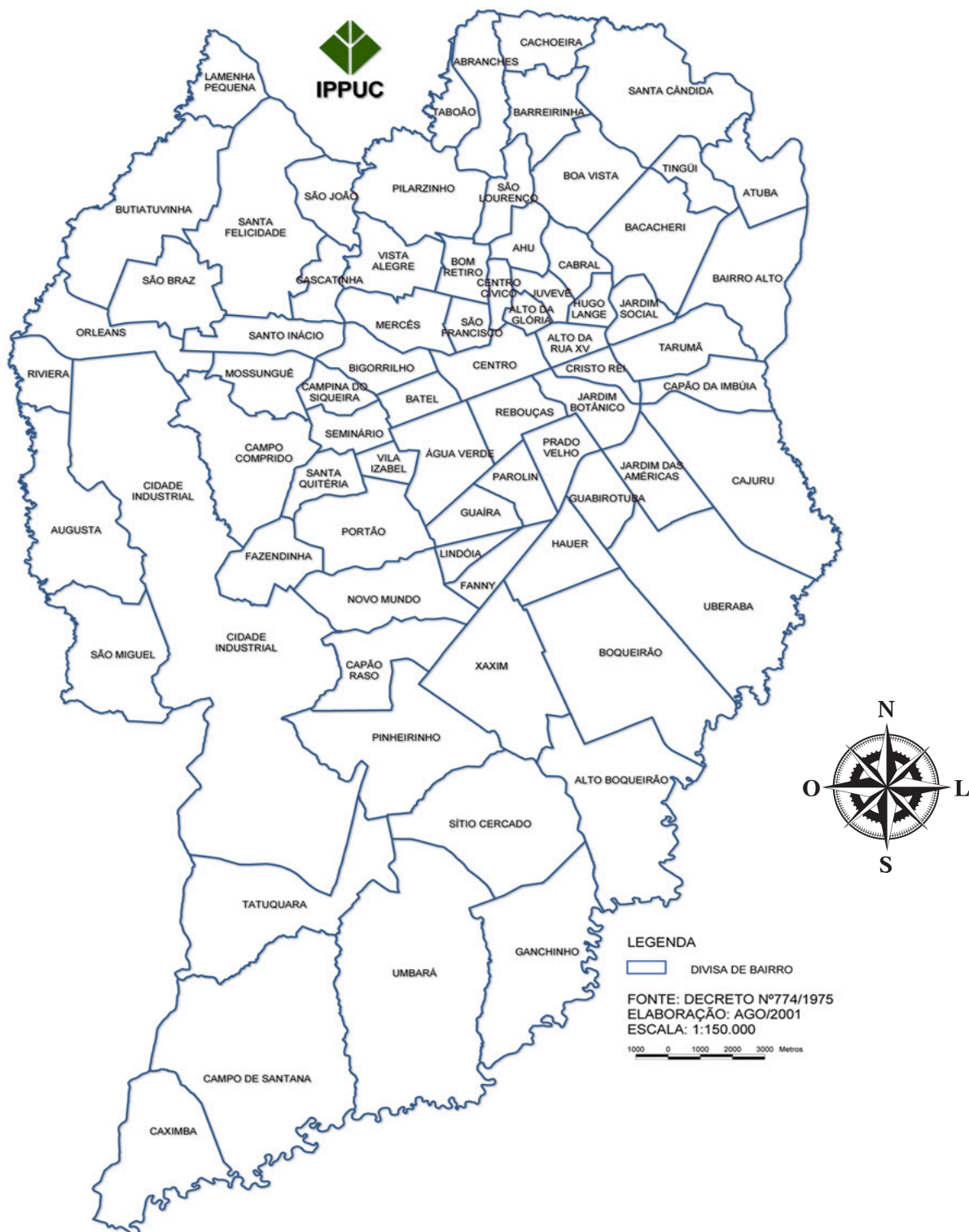
SEED – CONSULTA ESCOLAS. Curitiba. 2014. Disponível em: <<http://www.consultaescolas.pr.gov.br/consultaescolas/f/fcls/municipio/escolas/endereco.xhtml>>. Acesso em: 05/04/2014.

SÉRIES MAIS USADAS. Brasília. 2014. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 05/04/2014.

SHEPPARD, S. *Hedonic analysis of housing markets*. **Handbook of Regional and Urban Economics**, v. 3, n. 1, p. 595-1635, 1999.

WHEATON, W. C. **Income and urban residence: an analysis of consumer demand for location**. Massachussets: MIT Press, 1974.

## ANEXO I – MAPA DA CIDADE DE CURITIBA COM O NOME DOS BAIRROS



Fonte: IPPUC (2014)

## ANEXO II – TABELAS COM INFORMAÇÕES DA BASE DE DADOS

TABELA 08 – RESUMO DA BASE DE DADOS DE APARTAMENTOS À VENDA EM CURITIBA

#	BAIRRO	No. DE AMOSTRAS	Valor Médio/M²	ÁREA EM M²		QUARTOS		SUÍTES		BANHEIROS		GARAGEM	
				Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
001	ABRANCHES	018	R\$2.960,67	101,89	50,44	2,61	0,61	0,61	0,50	1,44	0,62	1,17	0,38
002	ÁGUA VERDE	682	R\$5.594,44	121,76	69,57	2,87	0,72	1,22	0,90	2,46	1,26	1,77	0,88
003	AHÚ	086	R\$5.368,28	126,88	68,88	2,85	0,52	1,26	0,95	2,40	1,22	1,76	0,99
004	ALTO BOQUEIRÃO	054	R\$3.346,84	49,69	12,22	2,04	0,43	0,00	0,00	1,02	0,14	0,85	0,45
005	ALTO DA GLÓRIA	103	R\$6.049,70	140,60	87,95	2,89	0,80	1,26	1,07	2,56	1,58	1,83	1,03
006	ALTO DA XV	122	R\$4.680,98	109,67	54,99	2,62	0,76	0,91	0,66	2,20	1,13	1,38	0,76
007	ATUBA	083	R\$3.929,45	58,01	9,26	2,36	0,51	0,78	0,41	1,51	0,50	1,07	0,34
008	BACACHERI	169	R\$4.285,03	80,35	30,16	2,66	0,61	0,83	0,46	1,69	0,70	1,26	0,51
009	BARREIRINHA	025	R\$3.362,87	52,00	12,26	2,20	0,58	0,24	0,44	1,16	0,37	0,84	0,47
010	BATEL	393	R\$6.165,54	182,48	99,53	3,13	0,92	1,66	1,06	3,01	1,55	2,06	1,09
011	BIGORRILHO	481	R\$5.741,38	119,38	83,31	2,56	0,90	1,10	0,97	2,37	1,44	1,65	1,03
012	BOA VISTA	197	R\$4.877,07	84,80	55,22	2,57	0,66	0,72	0,72	1,73	0,88	1,41	0,77
013	BOM RETIRO	017	R\$3.261,06	126,65	71,36	2,18	1,01	1,06	1,14	1,94	1,14	1,24	0,56
014	BOQUEIRÃO	054	R\$3.424,92	62,48	14,66	2,24	0,43	0,69	0,47	1,46	0,50	1,00	0,39
015	BAIRRO ALTO	038	R\$3.326,79	62,13	20,80	2,55	0,55	0,42	0,50	1,32	0,53	1,00	0,40
016	CABRAL	333	R\$6.524,50	127,95	88,64	3,00	0,67	1,46	1,06	2,48	1,59	1,84	1,07
017	CACHOEIRA	020	R\$2.978,33	48,30	6,47	2,00	0,32	0,20	0,41	1,15	0,37	0,90	0,31
018	CAMPO COMPRIDO	336	R\$4.198,87	68,47	33,26	2,51	0,54	0,57	0,60	1,53	0,78	1,15	0,56
019	CAJURU	055	R\$3.625,94	58,65	25,90	2,18	0,64	0,44	0,50	1,35	0,52	0,96	0,38
020	CAMPO DE SANTANA	006	R\$2.776,76	54,50	17,75	2,17	0,41	0,17	0,41	1,00	0,00	1,00	0,00
021	CAMPINA DO SIQUEIRA	030	R\$6.187,85	78,98	53,64	1,97	1,00	0,77	0,82	1,77	1,10	1,20	0,89
022	CAPÃO DA IMBUIA	016	R\$3.294,73	45,34	10,41	2,06	0,25	0,00	0,00	1,00	0,00	0,88	0,34
023	CAPÃO RASO	230	R\$4.139,51	63,37	14,84	2,47	0,54	0,48	0,52	1,35	0,52	1,05	0,44
024	CENTRO CÍVICO	111	R\$5.045,88	123,58	68,47	2,57	0,87	1,05	0,91	2,49	1,41	1,37	0,94
025	CENTRO	449	R\$5.153,91	76,77	56,74	1,86	0,93	0,46	0,60	1,54	0,86	0,76	0,75
026	CIC	155	R\$3.688,66	62,97	28,00	2,49	0,60	0,45	0,57	1,41	0,80	1,07	0,50
027	CRISTO REI	380	R\$5.172,15	92,79	43,90	2,59	0,81	0,85	0,59	2,01	0,96	1,36	0,75
028	FANNY	049	R\$4.441,91	63,40	10,63	2,49	0,51	0,96	0,20	1,47	0,50	1,04	0,29
029	FAZENDINHA	065	R\$3.137,58	59,31	15,11	2,55	0,53	0,28	0,45	1,26	0,57	0,97	0,35
030	GUABIROTUBA	009	R\$4.287,80	73,22	12,94	2,44	0,53	0,89	0,60	1,67	0,71	1,00	0,71
031	GUAÍRA	063	R\$3.647,27	72,78	28,27	2,51	0,69	0,63	0,49	1,60	0,58	1,06	0,40

#	BAIRRO	No. DE AMOSTRAS	Valor Médio/M²	ÁREA EM M²		QUARTOS		SUÍTES		BANHEIROS		GARAGEM	
				Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
032	HAUER	036	R\$3.504,72	67,49	18,18	2,42	0,50	0,50	0,51	1,36	0,54	1,08	0,28
033	HUGO LANGE	032	R\$5.829,80	92,53	49,22	2,28	0,92	0,84	0,77	1,91	1,15	1,66	0,70
034	JARDIM DAS AMÉRICAS	006	R\$3.877,44	148,50	141,63	2,50	0,84	0,83	0,75	2,17	1,17	2,17	1,83
035	JARDIM BOTANICO	118	R\$4.894,26	102,43	53,21	2,54	0,71	0,94	0,64	1,97	1,03	1,42	0,79
036	JARDIM SOCIAL	004	R\$5.108,95	88,25	31,12	2,25	0,50	0,75	0,50	1,50	0,58	1,50	0,58
037	JUVEVE	186	R\$6.355,78	135,30	79,84	2,78	0,80	1,23	1,03	2,51	1,36	1,81	1,17
038	LINDÓIA	044	R\$3.642,76	61,92	29,84	2,23	0,80	0,52	0,51	1,43	0,59	1,00	0,48
039	MERCES	124	R\$5.564,14	117,21	66,85	2,73	0,68	1,02	0,70	2,24	1,14	1,84	0,98
040	MOSSUNGUÊ	639	R\$6.490,09	155,77	85,21	3,15	0,75	1,63	1,01	3,02	1,55	2,28	1,01
041	NOVO MUNDO	233	R\$3.979,19	64,70	21,12	2,33	0,63	0,48	0,50	1,36	0,56	1,04	0,43
042	ORLEANS	007	R\$5.489,76	76,71	20,17	2,86	0,38	0,86	0,38	1,86	0,38	1,57	0,53
043	PAROLIN	011	R\$3.314,51	78,82	25,34	2,73	0,47	0,91	0,30	1,64	0,67	1,18	0,87
044	PILARZINHO	023	R\$4.277,86	70,36	22,70	2,39	0,66	0,74	0,75	1,22	0,42	1,13	0,46
045	PINHEIRINHO	205	R\$3.904,95	55,29	11,50	2,27	0,54	0,37	0,48	1,26	0,48	0,99	0,21
046	PORTÃO	490	R\$4.878,39	86,48	38,41	2,61	0,66	0,95	0,78	2,01	1,07	1,29	0,69
047	PRADO VELHO	006	R\$3.682,13	75,82	46,78	2,17	0,98	0,50	0,55	1,17	0,41	1,33	1,03
048	REBOUÇAS	208	R\$5.541,89	91,52	48,14	2,38	0,82	0,81	0,67	1,87	0,97	1,22	0,84
049	SÃO BRAZ	011	R\$3.715,07	99,86	142,72	2,82	0,60	0,64	1,21	1,91	2,39	1,09	0,70
050	SÃO FRANCISCO	042	R\$4.729,46	117,99	54,75	2,69	0,90	0,71	0,60	2,29	0,99	1,50	0,80
051	SÃO LOURENÇO	040	R\$5.963,14	123,02	63,61	2,58	0,64	1,80	1,09	2,90	1,65	1,98	0,70
052	SEMINÁRIO	040	R\$5.625,26	97,33	41,41	2,58	0,55	0,88	0,40	1,80	0,85	1,65	0,58
053	SÍTIO CERCADO	054	R\$3.193,99	53,89	10,24	2,41	0,50	0,11	0,32	1,09	0,29	1,00	0,00
054	SANTA CANDIDA	130	R\$3.952,98	59,27	16,02	2,39	0,52	0,40	0,49	1,28	0,47	1,04	0,29
055	SANTA FELICIDADE	022	R\$4.695,85	80,85	42,21	2,73	0,55	0,68	0,48	1,59	0,50	1,36	0,49
056	SANTA QUITÉRIA	092	R\$3.953,49	72,04	27,91	2,36	0,67	0,66	0,60	1,57	0,70	1,13	0,37
057	SANTO INÁCIO	021	R\$3.256,28	106,51	27,07	2,38	0,50	0,52	0,51	1,48	0,51	1,43	0,51
058	TARUMÃ	008	R\$4.001,00	74,76	25,04	2,50	0,53	0,63	0,52	1,50	0,53	1,13	0,64
059	TATUQUARA	005	R\$3.073,64	47,80	4,97	2,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	1,00	0,00
060	TINGUI	051	R\$3.577,56	69,17	24,11	2,57	0,50	0,55	0,58	1,39	0,49	1,18	0,56
061	UBERABA	101	R\$3.505,63	65,71	13,71	2,54	0,52	0,59	0,49	1,52	0,54	1,06	0,44
062	VILA IZABEL	306	R\$5.265,82	107,25	64,47	2,85	0,74	1,03	0,66	2,32	1,13	1,61	0,91
063	VISTA ALEGRE	023	R\$4.818,97	70,87	33,08	2,30	0,47	0,52	0,51	1,57	0,90	1,13	0,34
064	XAXIM	071	R\$3.602,25	65,60	20,08	2,37	0,51	0,77	0,42	1,62	0,52	0,94	0,41

FONTE: Elaboração própria (2014)

TABELA 09 – AMENIDADES URBANAS

#	BAIRRO	ESCOLA PÚBLICA	ESCOLA PARTIC.	HOSPITAIS	UNIDADES DE SAÚDE	AREA VERDE EM M2	CRIMES PATRIMÔNIO	HOMICÍDIOS	TAM. DO BAIRRO EM M2	HABITANTES POR BAIRRO
001	ABRANCHES	1	1	0	0	1.534.982,42	342	3	4.318.000,00	13.189
002	ÁGUA VERDE	3	7	1	0	641.451,02	2.838	1	4.764.000,00	51.425
003	AHÚ	1	2	0	0	301.920,88	514	0	1.844.000,00	11.506
004	ALTO BOQUEIRÃO	4	1	0	4	3.321.272,82	1.118	24	12.112.000,00	53.671
005	ALTO DA GLÓRIA	2	2	0	0	108.190,93	536	1	882.000,00	5.548
006	ALTO DA XV	0	1	3	0	186.447,85	1.096	0	1.504.000,00	8.531
007	ATUBA	2	0	0	2	535.258,29	310	4	4.269.000,00	15.935
008	BACACHERI	2	3	0	2	1.269.156,92	1.167	4	6.981.000,00	23.734
009	BARREIRINHA	3	0	0	2	1.073.521,08	548	1	3.733.000,00	18.017
010	BATEL	2	7	5	0	172.878,93	1.924	2	1.760.000,00	10.878
011	BIGORRILHO	0	1	1	0	440.394,34	1.300	0	3.503.000,00	28.336
012	BOA VISTA	3	5	0	1	822.701,37	1.198	2	5.136.000,00	31.052
013	BOM RETIRO	1	0	1	0	315.274,29	413	0	1.944.000,00	5.156
014	BOQUEIRÃO	13	5	0	0	1.669.567,78	3.256	23	14.802.000,00	73.178
015	BAIRRO ALTO	4	3	1	3	894.270,84	1.083	11	7.018.000,00	46.106
016	CABRAL	0	3	0	0	319.831,94	721	1	2.040.000,00	13.060
017	CACHOEIRA	0	1	0	1	1.419.523,79	160	2	3.069.000,00	9.314
018	CAMPO COMPRIDO	2	3	0	3	3.102.207,81	810	8	8.549.000,00	28.816
019	CAJURU	9	4	0	7	599.488,72	2.250	35	11.552.000,00	96.200
020	CAM. DE SANTANA	2	0	0	2	6.804.821,72	421	11	21.574.000,00	26.657
021	CAM. DO SIQUEIRA	1	0	0	1	166.218,58	419	0	1.693.000,00	7.326
022	CAPÃO DA IMBUIA	1	0	0	1	236.563,86	716	1	3.163.000,00	20.473
023	CAPÃO RASO	5	1	0	3	338.212,45	1.436	6	5.063.000,00	36.065
024	CENTRO CÍVICO	0	2	0	0	166.840,47	846	2	965.000,00	4.783
025	CENTRO	6	17	3	2	195.463,54	15.960	12	3.297.000,00	37.283
026	CIC	23	3	2	16	8.549.226,45	4.174	69	43.378.000,00	172.822
027	CRISTO REI	1	1	2	0	184.512,53	805	1	1.464.000,00	13.795
028	FANNY	0	0	0	0	214.244,61	329	5	1.996.000,00	8.415
029	FAZENDINHA	1	0	0	3	372.116,75	636	8	3.717.000,00	28.074
030	GUABIROTUBA	1	2	0	0	334.072,66	526	5	2.631.000,00	11.461
031	GUAÍRA	2	1	0	3	253.033,75	501	2	2.322.000,00	14.904
032	HAUER	4	0	0	1	443.841,96	1.769	5	4.021.000,00	13.315
033	HUGO LANGE	0	2	0	0	199.784,62	262	1	1.150.000,00	3.392

#	BAIRRO	ESCOLA PÚBLICA	ESCOLA PARTIC.	HOSPI TAIS	UNIDADES DE SAÚDE	AREA VERDE EM M2	CRIMES PATRIMÔNIO	HOMICÍDIOS	TAM. DO BAIRRO EM M2	HABITANTES POR BAIRRO
034	JD. AMÉRICAS	1	0	1	0	339.915,39	953	2	3.874.000,00	15.313
035	JD. BOTANICO	1	1	0	0	534.187,06	1.243	3	2.772.000,00	6.172
036	JD. SOCIAL	1	2	0	0	344.210,45	240	0	1.885.000,00	5.698
037	JUVEVE	0	1	1	0	149.417,22	680	0	1.227.000,00	11.582
038	LINDÓIA	2	0	0	1	141.088,65	219	2	1.180.000,00	8.584
039	MERCES	3	2	1	0	957.416,65	1.276	2	3.276.000,00	12.907
040	MOSSUNGUÊ	0	1	1	0	1.096.764,04	496	1	3.381.000,00	9.664
041	NOVO MUNDO	8	1	1	4	483.465,19	1.433	14	5.992.000,00	44.063
042	ORLEANS	0	1	0	1	1.680.405,89	212	4	5.121.000,00	8.105
043	PAROLIN	1	0	0	0	189.286,68	895	8	2.253.000,00	11.554
044	PILARZINHO	4	0	0	2	2.138.769,69	694	5	7.131.000,00	28.480
045	PINHEIRINHO	9	3	0	4	1.498.419,49	2.138	25	10.734.000,00	50.401
046	PORTÃO	5	4	1	1	714.094,09	3.387	7	5.695.000,00	42.662
047	PRADO VELHO	1	2	0	1	351.061,14	614	21	2.430.000,00	6.077
048	REBOUÇAS	4	3	3	1	258.653,38	2.023	3	2.982.000,00	14.888
049	SÃO BRAZ	4	3	0	3	582.927,96	560	2	5.006.000,00	23.559
050	SÃO FRANCISCO	0	3	0	3	158.740,52	871	3	1.363.000,00	6.130
051	SÃO LOURENÇO	0	2	0	1	645.252,03	329	0	2.255.000,00	6.276
052	SEMINÁRIO	2	2	0	0	341.332,17	541	0	2.128.000,00	6.851
053	SÍTIO CERCADO	10	3	0	10	658.964,84	3.250	54	11.123.000,00	115.525
054	SANTA CANDIDA	3	2	0	2	3.862.635,81	947	15	10.325.000,00	32.808
055	STA. FELICIDADE	7	4	0	2	3.556.754,53	1.272	11	12.274.000,00	31.572
056	SANTA QUITÉRIA	1	0	0	1	232.773,72	467	2	2.088.000,00	12.075
057	SANTO INÁCIO	1	0	0	0	1.097.527,29	191	0	2.716.000,00	6.494
058	TARUMÃ	6	3	0	0	622.029,90	570	0	4.167.000,00	8.072
059	TATUQUARA	9	0	0	5	3.023.119,62	1.301	49	11.229.000,00	52.780
060	TINGUI	3	0	0	1	250.442,68	367	1	2.107.000,00	12.319
061	UBERABA	9	0	0	5	1.819.661,44	1.679	25	14.086.000,00	72.056
062	VILA IZABEL	3	1	0	0	144.567,24	475	0	1.211.000,00	11.610
063	VISTA ALEGRE	1	0	0	1	1.078.486,68	187	0	3.691.000,00	11.199
064	XAXIM	7	3	0	3	845.783,39	1.720	13	8.924.000,00	57.182

FONTE: Elaboração própria (2014)